

医保预付制改革对医院 行为和医疗费用的影响研究

——基于单病种定额付费的改革

陈晨 臧文斌 赵绍阳*

摘要: 全面推行以按病种付费为主的多元复合型支付方式改革是现阶段深化医改的重要任务之一。本文使用中国某副省级城市2014—2019年住院患者的数据,通过双重差分方法分析了2018年按病种付费改革对医院行为和医疗费用的影响。实证结果表明,此次预付制支付方式改革使得所覆盖的101种疾病的次均住院费用显著下降3.8%(约530元),自付费用显著下降14.4%(约230元),在一定程度上控制了医疗费用的增长,降低了患者的医疗负担。但是,试点医疗机构在财务压力下存在调整患者结构的行为,并且对非试点医院产生了溢出效应。医疗机构的策略性行为还包括改变临床路径以达到继续进行按项目付费的目的,结果显示单病种定额付费实施之后,做手术概率下降4%,合并症诊断概率增加3%。因此,政府在推进医疗保险支付方式改革过程中,应该注重规范医疗机构的行为,加强对医疗服务质量的监督管理。

关键词: 医保预付制改革; 医院行为; 医疗费用

中图分类号: R197.3

一、引言

医疗保障制度是民生保障制度的重要组成部分。党中央、国务院对此高度重视,持续健全完善医疗保障制度。特别是党的十八大以来,全民医保改革纵深推进,在破解“看病难、看病贵”问题上取得了突破性进展。目前,我国已建立了世界上规模最大的基本医疗保障网,全国基本医疗保险参保人数超过13.5亿人,覆盖面稳定在95%以上^①;医疗保障基金收支规

*陈晨,山西财经大学财政与公共经济学院,邮政编码:030006,电子信箱:chenchen@sxufe.edu.cn;臧文斌,西南财经大学公共管理学院,邮政编码:610072,电子信箱:zangwenbin@swufe.edu.cn;赵绍阳(通讯作者),四川大学经济学院,邮政编码:610044,电子信箱:zhaoshaoyang@scu.edu.cn。

本文获得教育部人文社会科学研究青年基金项目“医保支付方式与医疗供方道德风险:表现形式和影响机制研究”(批准号:22YJC790010)、国家自然科学基金面上项目“中国医疗市场供给侧竞争效应研究”(批准号:72273111)和国家自然科学基金面上项目“老年人医疗保障、医疗支出与储蓄问题研究”(批准号:71773080)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

①数据来源:《2020年医疗保障事业发展统计快报》。

模和累计结余稳步扩大,整体运行稳健可持续。但与此同时,医疗总费用占 GDP 的比重不断增加,并且随着中国人口老龄化程度加深,医疗总费用将会加速上升,这对我国医疗保障体系形成了巨大的挑战。如何在保障合理医疗服务需求的同时,控制好费用的增长,成为医改的方向。具体来说,就是要求医疗保险经办机构更好地承担医疗服务购买者的角色,而目前最关键的就是改革医保支付方式。

医保支付方式改革一直是我国深化医疗体制改革的重要环节,是调节医疗供需双方行为、优化医疗资源配置的重要手段(杜创,2017;臧文斌等,2020)。过去我国医疗保险支付方式主要是根据服务项目付费,这种付费方式属于“后付制”,即先发生医疗服务,然后再付费。在该支付架构下,医疗服务费用基本是由供给方决定的,医院和医生有更大的“自由裁量”空间,以至于医疗资源浪费的现象比较普遍。因此,为解决这一问题,中央长期以来不断鼓励各地积极探索医保支付方式改革,用主动控制成本的预付制逐步替代过去的后付制成为这项改革的主要趋势。预付制医保支付方式的重大优点就是能有效地控制费用,减少医疗卫生资源的浪费,提高医疗服务使用效率。但从医疗机构的角度来看,就意味着会面临更大的成本控制压力。尤其是在当前多数公立医院入不敷出的前提下,医保支付方式改革面临来自医院的巨大阻力(王震,2020;彭晓博,2020)。新医改以来,医保支付方式改革推进缓慢。2017年《关于进一步深化基本医疗保险支付方式改革的指导意见》(国办发〔2017〕55号)、2019年《深化医药卫生体制改革2019年重点工作任务》(国办发〔2019〕28号)等文件的颁布则加速了医保支付方式改革的进程,各地开始实质性推动逐步建立按病种、按疾病诊断相关分组付费为主的多元复合型支付方式的改革。

本文基于2018年我国某副省级城市按病种付费的试点政策,使用2014—2019年所有住院患者的样本和医疗卫生服务机构年报表的数据,并建立双重差分计量模型评估按病种付费对试点医疗机构行为和医疗费用的影响。具体来说,我们分析了单病种定额付费政策对试点医院住院患者的费用、医疗服务质量、手术概率和合并症诊断概率等的影响。我们的贡献主要在两个方面:第一,本文首次较为系统地考察了医院在面临医保支付方式改革压力下的策略性行为,以及这些行为如何导致控费效果不佳。我们的研究表明在面临医保支付方式改革产生的成本压力下,医疗机构存在调整患者结构的行为。已有文献对国内按病种付费的研究大多数集中在控费效果上,对医院其他行为变化及影响机制的分析非常少。第二,本文的研究对象是该城市所有试点医疗机构和病种覆盖的全部住院患者,相比已有文献,我们所用数据更具有代表性。大部分研究主要是依据描述性统计来直接比较实施按病种付费前后费用的变化,而我们使用了双重差分模型(DID)来控制较详细的个人和医院特征,因此对政策影响的估计更加准确。

本文不仅是国内为数不多的使用微观数据来探究按病种付费的医保支付方式效果的文章,更重要的是本研究为新一轮医保支付方式改革的方向选择提供了很强的政策启示。推动医保支付方式改革对减少医疗资源的浪费、提高医疗资源的使用效率有着举足轻重的作用。基于本文的实证分析发现,医院为了应对单病种定额付费政策可能带来的损失,确实出现了调整患者结构、减少手术率和增加合并症诊断率等一系列的策略性行为。因此,为了加

快医保支付方式改革的步伐,相关政府部门应当组织专家确定符合实际情况的诊疗规范和临床路径,并且根据病种对应的医疗价格情况及时调整相关标准。同时,相关监管部门应当定期检查按病种付费政策执行情况,将检查结果与医院的绩效评价和支付挂钩,形成良好的监督管理体系。

后文安排如下:第二部分介绍相关政策背景和文献综述;第三部分介绍本文使用的数据及识别策略;第四部分报告实证分析结果;最后一部分是主要结论和政策建议。

二、制度背景和文献综述

(一) 制度背景

一般来说,医保支付方式可以简单地分为“后付制”和“预付制”。其中按项目付费属于“后付制”,其最大的优点就是实际操作简便,适用范围较广,最大的缺点是它对费用的控制性比较弱,从而可能导致在医保覆盖范围扩大的同时,医疗费用快速上涨。按疾病诊断相关分组付费(Diagnosis Related Groups, DRG)是最常见的“预付制”,简单而言,就是医保部门根据医院的级别与各定点医院签订定额支付标准协议,并针对不同病种制定不同等级的人均定额标准,然后根据医院的出院人次与医院进行结算,超过定额部分的费用由医院承担。其最大的优点就是能有效地控制费用。DRG最早于1983年在美国针对老年医保制度实行,根据疾病诊断分类进行定额支付。病人只需要根据共付比例支付定额的一部分,但医院可以对有并发症的患者追加一定的费用。由于上述DRG没有考虑病人个体特征(例如病情严重程度及并发症状况)带来的费用差异以及医院可能因补偿不足推诿重症病人的后果,耶鲁大学卫生研究中心以国际疾病诊断分类标准(ICD)将疾病按诊断、年龄和性别等分组,又根据病情严重程度和并发症情况进一步进行分类,提出一种病理组合方案的DRG。所有分组都根据提前制定好的成本核算标准向医疗机构进行支付,并于2000年开始在美国医疗费用支付制度中使用。随后,欧洲、亚太地区以及其他全民医保体系较为健全的国家地区纷纷借鉴美国经验,将DRG支付方式应用于住院服务的医保结算中(顾昕,2019)。

我国早在1997年就于黑龙江省牡丹江市开始探索单病种定额付费的支付方式实践(荆辉,1998)。单病种定额付费实际上是DRG的缩减版,其背后的原理是一致的,都是针对住院病例根据事前确定病种的收费标准来进行统一的支付。单病种定额付费是按照诊断明确、技术成熟、并发症少、疗效确切的原则,挑选出常见的、单一的疾病诊断组为对象;而DRG会考虑患者的并发症、年龄、性别、治疗手段等各种各样的因素。随后在2004年,上海市针对二、三级医疗机构的9种疾病种类实施单病种定额付费的试点,但自2009年起,上海市医保支付方式改革的重点逐步转向了总额预算制度,从而导致病种定额付费方式的改革进程较慢(杨炯等,2014)。江苏省常熟市也早在2006年就开始推行新农合参保患者的单病种定额付费的试点改革,其中包括30家定点医疗机构的15个病种(李婷婷等,2010)。2011年,成都市对城镇职工基本医疗保险参保人员在二级及以上医院住院治疗的10个病种也实行按病种付费(赵小舟、赵绍阳,2014)。

在积极推动医保支付方式改革的大背景下,除了单病种定额付费,我国多个地方也在不

同程度上探索实施 DRG。2011 年,北京市首次推行 DRG 付费试点改革,选择了 6 家医院和 108 个常见病组,基本囊括了目前的常见病、多发病。云南省楚雄州禄丰县、福建省三明市等地随后也积极推行 DRG 支付方式试点工作(顾昕,2019)。2017 年 1 月国家发展和改革委员会、国家卫生和计划生育委员会(后改为国家卫生健康委员会)、人力资源和社会保障部颁布了《关于推进按病种收费工作的通知》(发改价格[2017]68 号),向全国推荐了 320 个病种,要求各地在当年年底选择不少于 100 个病种积极推行按病种付费方式改革。本文研究的副省级城市明确了 101 个病种的收费标准并于 2018 年 1 月开始在全市 26 家试点医疗机构推行。根据目前医保支付方式改革的进程,按病种付费方式的预付制将会逐步取代按项目付费为主的后付制。

在按病种付费方式下,供给方即医疗机构需要承担超出定额标准的费用,但若费用被控制在标准以内意味着医院可以从医保部门支付的费用里获得利润。因此,按病种付费激励医院降低医疗成本,控制高昂且不必要的医疗费用,在一定程度上缓解“看病贵”的问题。同时,在价格一定的条件下,不同医疗机构将会通过提高服务质量来吸引病人,促使医疗机构之间进行竞争,规范约束医生的医疗行为。对需求方即病人而言,定额结算使得医疗费用可预期,同时也让病人便于在医疗费用一定的情况下比较医疗机构之间医疗质量的优劣,从一定程度上解决了医患之间信息不对称的问题。

但是,如果医疗机构在面临支付压力下,主动进行成本控制的内在激励不足,控费效果也可能大打折扣。当前我国医疗服务市场以公立医院为主导,而绝大多数的公立医院长期处于亏损状态。医保支付方式改革对这些医疗机构的成本控制提出了更高的要求,实际上也增加了医疗机构的财务风险(宋伟,2020)。同时,医疗机构具有较强的信息优势,能够以较为隐蔽的方式将改革的负担转嫁给患者。长期以来,我国医疗服务市场有着较为严格的准入管制,从而维持了公立医疗机构的垄断地位(杜创、朱恒鹏,2016),尤其是三级医院的高速膨胀,加大了区域范围内的垄断力量。再加上公立医院医护人员的事业编制身份,很难形成完全的自由流动。在目前的医疗体制下,按病种付费的支付方式就很容易变成财政部门的变相“补贴”,从而导致按病种付费的支付方式改革无法达到预期的效果(王震,2020)。所以在这样的医疗市场背景下,希望通过利益传导和分担风险的职能来驱使医院控制成本的按病种付费方式改革(焦卫平,2020),可能很难达到控制医疗费用过快上涨,提高医保资金使用效率的目标。

同时,医院有动机和空间对支付方式的变化作出策略性应对(图 1),具体包括:第一,为了避免由于按病种付费可能带来的损失,最简单的方法是调整接收就诊患者的结构(Welch, 1998)。第二,对于已经接受治疗的患者来说,医院会通过缩短住院日让患者提前出院来节约成本,因为他们提供医疗服务的边际收入随着住院天数的增加而下降。第三,医院可以通过调整疾病诊断类型,改变疾病治疗的临床路径等方式来规避单病种定额付费病例的发生。第四,医疗服务供给方有较强的动机诱导患者增加住院率、重复住院以及降低医疗服务质量(顾昕,2019)。

由于单病种定额付费的支付标准对某些患者而言可能低于按项目付费的额度,因此医

院有很强的动机诱导患者继续实行按项目付费,根据政策规定^①,可能的途径主要有两条:一条是减少实施手术的概率。因为该市的政策规定单病种付费覆盖的所有病种都需要满足临床路径,同时所有病种的临床路径中要求主要操作包含手术治疗,所以如果患者没有进行手术操作,那么对应的就不会实行单病种定额付费。另一条途径是增加患者合并症的个数。这是由于政策中明确规定患者如果因为合并症等问题,导致实际进行的临床路径与标准的临床路径发生偏离,医院可以告知患者,从而建议患者退出按病种付费,选择继续按项目付费。

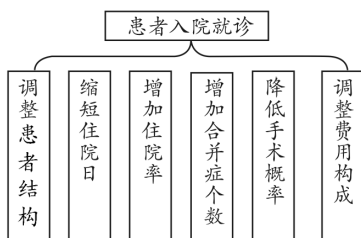


图1 单病种定额付费下医院策略性行为的主要表现

(二) 文献综述

伴随着医保支付方式的改革,最近国内有一些文献开始关注按病种付费方式对医疗费用的影响,但现有文献的发现并不一致,不同地区的影响效果也存在差距。一部分学者认为按病种付费方式的实施有效地控制了医疗费用的增长。李婷婷等(2010)通过直接对比2006—2009年常熟市新农合人群实施按病种付费前后的医疗费用变化,发现总体上人均住院费用下降15.05%。Jian等(2015)评估了2011年10月北京六家医院试点推行的按疾病诊断相关分组(DRG)改革的实施效果,结果发现按疾病诊断相关分组付费使得医疗总费用和自付费用分别降低了6.2%和10.5%。Lai等(2022)评估了2018年1月广州市试点推行的按病组分值付费(DIP)的预付制支付方式改革的实施效果,发现每个病例的总费用下降3.5%左右,表明DIP支付方式减缓了医疗费用的增长。相反,另一部分学者发现按病种付费的控费效果有限。杜钟祥和李泳(2012)以徐州市某三级医院2009—2011年3个病种的手术住院患者为研究对象,通过描述性统计发现按病种付费的实施并未对医疗费用的控制产生作用。赵小舟和赵绍阳(2014)利用成都市某三甲医院2011—2013年的住院患者就诊样本数据,发现按病种付费政策对医疗费用虽然存在一定影响,但效果有限。Yip和Eggleston(2001)分析了1997年海南省试点预付制支付办法的情况,首次采用双重差分模型评估了我国预付制的实施效果。结果显示,相比按项目付费,实施预付制医疗机构的医疗费用上涨速度显著降低,患者支付的医疗费用也有显著下降。

另外,国外文献发现医疗供给方经济激励的变化会影响对应的医疗服务质量,比如住院时间、护理数量和处方决策等(Liu et al., 2009; Clemens and Gottlieb, 2014; Batty and Ippolito, 2017; Chan and Zeng, 2018)。其中部分文献讨论了单病种定额付费制度对医疗质量产生的

^①本文研究的副省级城市在相关文件中明确指出:“单病种付费覆盖的所有病种都需要满足临床路径,同时所有病种的临床路径中要求主要操作包含手术治疗。另外,因合并症、并发症等原因,导致实际进行的临床治疗偏离病种临床路径,医院应向患者进行充分告知,退出按病种收费,并采取适宜的方式继续治疗,仍实行按项目收费。”

影响。Cutler(1995)分析了美国联邦政府在1983年采用的预付制(Prospective Payment System)对医疗服务质量产生的影响。实证结果表明,实施预付制之后,患者在短期内的死亡率和再入院率显著增加,但对出院一年之后的死亡率没有显著影响。Shen(2003)以美国急性心肌梗死(AMI)为例,考察了预付制的实施对医疗服务质量的影响。他们发现,预付制的采用在短期内导致患者的健康变差,但不影响患者出院一年之后的健康状况。Cheng等(2012)实证考察了中国台湾2010年实施单病种定额付费的影响。通过对比实施单病种定额付费的两类心脏手术和继续实行按项目付费的其他心脏手术,他们发现定额支付患者的住院日和住院费用都显著减少,而衡量医疗服务质量的指标包括急诊就诊率、再入院率以及出院死亡率则没有发生显著变化。

如前所述,预付制医保支付方式改革除了对医疗费用和医疗质量产生影响外,医疗供给方还可能出现升级疾病诊断、调整患者结构和减轻护理强度等行为(Cheng et al., 2009; Sood et al., 2013; Chen and Fan, 2015)。Di Giacomo等(2017)使用2007—2012年意大利某地区的全部分娩数据,分析按疾病诊断相关分组(DRG)价格监管的变化对公立医院的影响,他们发现公立医院通过上调编码来应对按疾病诊断相关分组收费的外部变化。Cook和Averett(2020)评估了2007年美国老年医疗保险增加按疾病诊断相关分组(DRG)的类别和数量的实施效果,发现该变化导致医院将患者的病情升级为更严重的情况。

目前,国内关于按病种付费研究的文献主要是从管理学和公共卫生的角度出发,探讨了我国医保支付方式改革历程和未来发展趋势,主要从医疗体制改革、医保治理能力、医院财务管理水平等方面提出了存在的问题和对应的建议措施(彭晓博,2020;宋伟,2020)。除此之外,部分文献利用相关数据研究了按病种付费的效果,但存在以下不足:(1)除了Yip和Eggleston(2001)以外大部分文献都是直接比较政策实施前后费用的变化,仅依据描述性统计或普通最小二乘法的结果对政策实施效果进行评估,未充分考虑同一时期可能存在其他变量对费用造成的影响,也没有考虑不同病种医疗费用变化趋势的差异性。(2)现有文献基本是针对某几个医疗机构的少数几个特定病种来分析,代表性不够强。(3)已有文献大多强调按病种付费政策的控费效果,忽略了该政策可能带来的医院其他行为的变化。相比而言,本文从经济学的视角分析了我国2017年全面推行按病种付费方式改革的政策影响。具体来说,我们通过使用双重差分(DID)方法对我国某副省级城市2014年1月—2019年5月所有试点医院住院患者进行了系统研究,包括该政策对医疗费用、医疗质量、手术概率和合并症诊断率等的影响。另外,为了更加全面地分析按病种付费政策的实施效果,本文也将非试点医疗机构的住院患者纳入研究范围,分析了该政策可能对他们产生的“溢出效应”。最后,我们还试着解释按病种付费方式下医院行为包括医疗费用变化的内在机制。

三、数据与识别策略

(一)数据介绍

本文使用数据为我国某副省级城市2014—2019年所有医保患者的信息。住院患者的样本区间为2014年1月—2019年5月,数据包含的主要信息有住院患者的性别、年龄、参保情况、入院日期、出院日期及住院费用等。因为医疗费用不仅会受到患者个人特征的影响,而且会受到就诊医疗机构的影响,所以我们通过医疗机构代码,将同期的医疗卫生

服务机构年报表的数据和参保者数据合并。医疗卫生服务机构年报表的数据包括机构级别、所有制形式、各类资产规模等非常详细的信息。2018年1月1日,该副省级城市颁布单病种定额付费的相关政策,针对全市基本医疗保险参保人员,在26家医疗机构试点单病种定额付费政策,其中包括25家三级医院和1家二级医院。同时此次定额付费政策覆盖101个病种,一旦患者主要诊断和主要操作符合按病种付费的病例,则采取相应的定额标准进行支付。

该数据的独特之处在于:第一,我们使用的是2014年1月—2019年5月医保患者数据和医疗机构数据,数据可以帮助我们追踪观测到患者的动态情况,有助于发现医疗服务质量的变化。第二,数据包含了政策实施前后的所有样本,为计量模型的设定提供了基础。第三,医保患者数据中包含了详细的疾病诊断信息,有助于我们精确地挑选出执行单病种定额付费支付方式的疾病类型作为实验组。第四,因为我们选取的样本是二级及以上医疗机构的数据,在二级及以上医疗机构中,信息系统相对规范,修改患者疾病种类的难度较大,保证了结果的准确性和可靠性。

(二) 识别策略

1. 基准回归

我们采用双重差分(Difference-in-Differences)模型考察单病种定额付费对医院行为和医疗费用的影响,具体模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Drg_i + \beta_2 Policy_t + \delta Drg_i \times Policy_t + \gamma X_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: Y_{it} 为被解释变量^①,包括患者*i*在时间*t*的次均住院费用、自付费用、报销费用、做手术概率、合并症诊断概率、住院日、一个月再入院率和三个月再入院率。 Drg_i 为单病种定额付费试点病种的虚拟变量,如果患者*i*的疾病类型属于定额付费的病种则为1,否则为0。 $Policy_t$ 表示患者入院时间*t*是否在政策实施之后,如果在2018年1月1日政策实施之后则为1,否则为0。交叉项的系数 δ 是我们最关心的,它代表定额付费病种和非定额付费病种在政策变化前后被解释变量变化趋势的差别。 X_i 是影响医疗费用的其他控制变量,包括患者的个体特征(年龄、性别、医保类型、住院日、疾病诊断个数、疾病诊断类型^②)和医疗机构的特征(等级和所有制形式)。 ε_{it} 为随机误差项。

2. 平行趋势检验

满足平行趋势假设(Common Trend Assumption)是使用DID方法进行回归估计的必要条件,即政策实施前实验组和对照组不能有系统性的趋势差异,也就是说实验组个体如果没有受到干预,其时间趋势或效应应当与对照组相同。根据政策背景和数据分析发现,我们可以选择非试点医院作为对照组,也可以选择同一家医院非定额付费病种作为对照组。我们最终选择同一家医院非定额付费病种作为对照组的原因主要是,试点医院和非试点医院之间的差异较大,很难满足平行趋势假设。相反,同一家医院中不同疾病类型之间更容易通过平行趋势检验。通过事件研究法我们可以发现(见图2—图5),对于试点医疗机构而言,被解释变量的次均住院费用、做手术概率、合并症诊断概率和再入院率,在2018年之前,实验组

^①本文对次均住院费用、自付费用和报销费用做了对数化处理,并以2014年为基期,采用居民消费者价格指数进行了调整。

^②本文按照国际疾病分类(ICD-10)的前四位代码识别疾病诊断类型。

和对照组基本没有差异,而 2018 年出现非常显著的差异,因此,我们的 DID 模型满足平行趋势假设^①。

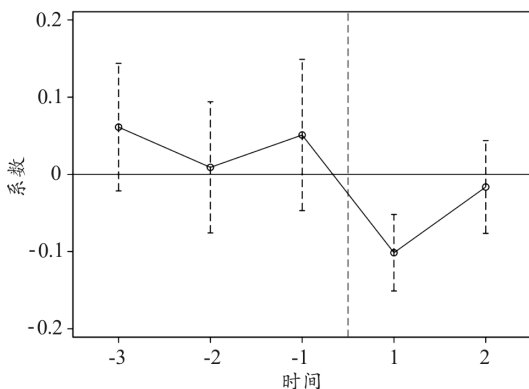


图 2 次均住院费用的时间趋势

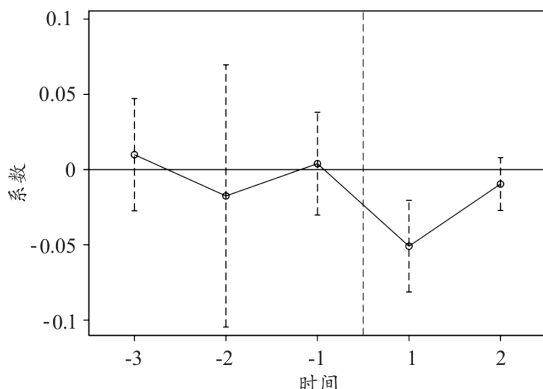


图 3 做手术概率的时间趋势

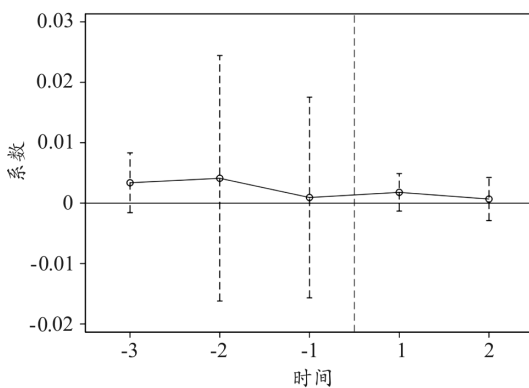


图 4 合并症诊断概率的时间趋势

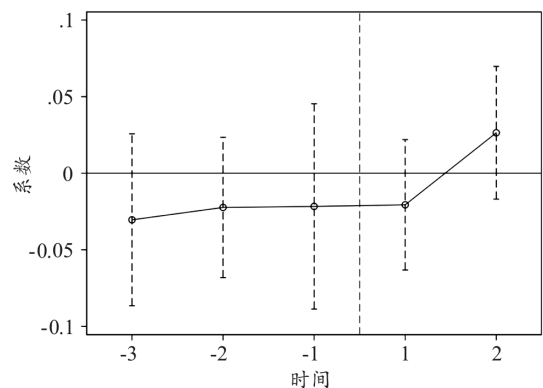


图 5 三个月再入院率的时间趋势

(三) 数据描述

基于患者的 ICD-10 诊断情况,我们识别出实行单病种定额付费的 101 个病种作为实验组,非定额付费的病种作为对照组。实行单病种定额付费试点医疗机构治疗的所有住院患者为 280 多万例,其中被定额付费病种覆盖的患者约占 3%,在所有执行单病种定额付费的病种中,样本占比最高的 3 个病种依次是输尿管结石、腰椎间盘突出和急性阑尾炎。如前所述,虽然单病种定额付费的试点医院为 26 家省市医院,但为了分析单病种定额付费可能对非试点医疗机构产生的间接影响,也就是政策可能产生的“溢出效应”,我们还分析了所有在非试点二级及以上医疗机构就诊的患者样本,共 620 多万例,其中被定额付费病种覆盖的患者约占 4%。

表 1 报告了执行单病种定额付费的医疗机构 2014 年 1 月—2019 年 5 月住院患者的基本特征和医疗花费情况。其中,表 1 Panel A 包含定额付费病种的信息,Panel B 包含所有非定额付费病种的信息。从数据来看,定额付费病种平均总费用显著低于非定额付费病种,并且患者的年龄、疾病诊断个数、住院日、再入院率均低于非定额付费病种。这些差异也从一定程度上说明定额付费病种符合诊断明确、合并症少等挑选原则。同时,从表 1 的描述性统

^①由于 2019 年之后的数据受到疫情和 DIP 政策的影响,所以本研究主要侧重于该政策的中短期效果评估。

计结果可以明显看出,定额付费病种患者在实施单病种定额付费政策之后,年龄增加 8 岁左右(20%),疾病诊断个数增加 0.5 个左右(22%),住院日增加 5 天左右(69%),男性和城乡医保患者所占比重下降。而非定额付费病种在患者结构上基本维持一致,政策实施前后没有明显的变化。值得注意的是,从表 1 的描述性统计结果可以发现,非定额付费病种患者的医疗费用在 2014—2019 年呈现稳定的增长趋势,相对地,定额付费病种患者的医疗费用在改革之前(2018 年)虽也呈现稳定的增长趋势,但 2018 年增长幅度较往年更加显著。具体而言,定额付费病种的医疗总费用从 2017 年的 10 974.60 元大幅度上涨到 2018 年的 13 917.46 元,这可能是单病种定额付费政策带来的影响。

表 1 执行单病种定额付费的 26 家医院的描述性统计(试点医院)

	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年
Panel A: 定额付费病种						
总费用(元)	9602.29 (7902.00)	10040.48 (8560.28)	10186.87 (8903.51)	10974.60 (9822.86)	13917.46 (15310.48)	13775.75 (14848.44)
年龄	42.97 (21.35)	44.30 (20.88)	43.94 (21.84)	44.20 (22.47)	52.89 (18.85)	52.28 (18.90)
性别 (男=1,女=0)	0.56 (0.50)	0.56 (0.50)	0.59 (0.50)	0.57 (0.50)	0.47 (0.50)	0.50 (0.50)
医保类型 (城职=1,城乡=0)	0.67 (0.47)	0.69 (0.47)	0.69 (0.46)	0.69 (0.46)	0.78 (0.42)	0.78 (0.41)
疾病诊断个数	1.79 (1.34)	2.28 (1.66)	2.32 (1.71)	2.41 (1.81)	2.94 (2.19)	2.95 (2.24)
住院日	7.74 (5.54)	7.47 (5.83)	6.89 (5.60)	7.20 (6.43)	12.19 (9.60)	11.19 (9.39)
一个月再入院率	0.05 (0.22)	0.05 (0.23)	0.05 (0.22)	0.06 (0.23)	0.09 (0.29)	0.06 (0.24)
三个月再入院率	0.07 (0.25)	0.07 (0.26)	0.07 (0.25)	0.08 (0.26)	0.12 (0.33)	0.07 (0.27)
做手术概率	0.81	0.77	0.80	0.78	0.55	0.57
合并症诊断概率	0.37	0.54	0.54	0.55	0.64	0.62
样本量	15 353	16 620	18 900	17 448	10 184	4 167
Panel B: 非定额付费病种						
总费用(元)	14863.11 (19770.79)	15325.08 (20453.59)	15531.15 (20563.98)	15552.18 (20998.22)	15400.67 (21497.42)	15235.09 (21374.89)
年龄	51.80 (22.99)	51.73 (23.20)	51.40 (23.55)	51.15 (23.90)	50.17 (24.49)	49.39 (25.24)
性别 (男=1,女=0)	0.47 (0.50)	0.47 (0.50)	0.47 (0.50)	0.47 (0.50)	0.48 (0.50)	0.48 (0.50)
医保类型 (城职=1,城乡=0)	0.69 (0.46)	0.69 (0.46)	0.69 (0.46)	0.68 (0.47)	0.67 (0.47)	0.66 (0.47)
疾病诊断个数	2.55 (2.14)	3.46 (2.43)	3.62 (2.46)	3.65 (2.48)	3.68 (2.51)	3.79 (2.56)
住院日	13.40 (14.44)	13.09 (13.95)	12.60 (13.22)	12.01 (12.74)	11.08 (11.35)	10.27 (10.20)
一个月再入院率	0.20 (0.40)	0.20 (0.40)	0.20 (0.40)	0.22 (0.41)	0.22 (0.38)	0.17 (0.24)
三个月再入院率	0.23 (0.46)	0.24 (0.46)	0.23 (0.45)	0.24 (0.47)	0.24 (0.44)	0.20 (0.30)
做手术概率	0.41	0.40	0.40	0.42	0.44	0.43
合并症诊断概率	0.49	0.69	0.72	0.73	0.72	0.73
样本量	439 420	465 215	496 930	533 989	591 500	246 397

注:括号内数值为标准差。

表2报告了未执行单病种定额付费的二级及以上医疗机构(非试点医院)2014年1月—2019年5月住院患者的基本特征和医疗花费情况。从数据来看,定额付费病种对应的总费用也是显著低于非定额付费病种。从患者个体特征的数据来看也与试点医院很相似,在政策实施前,定额付费病种覆盖患者的年龄、疾病诊断个数、住院日、再入院率都低于非定额付费病种。另外,我们对表1和表2发现,试点医院就诊患者的总费用高于非试点医院。这是因为试点医院基本都是三级医院,它们接收就诊患者的病情可能更加严重。

表2 未执行单病种定额付费的二级及以上医院的描述性统计(非试点医院)

	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年
Panel A: 定额付费病种						
总费用(元)	5179.64 (4021.54)	5504.15 (4380.62)	5593.45 (4366.14)	6012.58 (4841.61)	6515.02 (5945.08)	6658.76 (6304.09)
年龄	48.33 (18.10)	49.79 (18.19)	51.30 (18.41)	52.56 (17.81)	56.71 (14.84)	57.21 (14.67)
性别 (男=1,女=0)	0.57 (0.50)	0.58 (0.50)	0.57 (0.50)	0.53 (0.50)	0.41 (0.50)	0.41 (0.50)
医保类型 (城职=1,城乡=0)	0.45 (0.50)	0.47 (0.50)	0.49 (0.50)	0.50 (0.50)	0.66 (0.47)	0.66 (0.47)
疾病诊断个数	1.87 (1.30)	2.26 (1.52)	2.33 (1.61)	2.60 (1.77)	3.25 (2.05)	3.32 (2.08)
住院日	7.12 (4.66)	6.62 (4.36)	6.32 (4.29)	8.17 (5.98)	13.25 (7.23)	12.87 (6.92)
一个月再入院率	0.07 (0.26)	0.08 (0.27)	0.09 (0.26)	0.08 (0.27)	0.10 (0.29)	0.08 (0.27)
三个月再入院率	0.09 (0.29)	0.10 (0.30)	0.11 (0.30)	0.11 (0.30)	0.13 (0.32)	0.11 (0.31)
做手术概率	0.63	0.64	0.64	0.56	0.32	0.33
合并症诊断概率	0.47	0.60	0.59	0.64	0.76	0.76
样本量	36 300	38 097	43 268	53 636	63 324	24 471
Panel B: 非定额付费病种						
总费用(元)	6316.93 (7765.43)	6798.08 (8240.59)	6868.38 (8327.78)	6964.32 (8348.35)	7276.94 (8971.65)	7585.01 (9378.99)
年龄	51.84 (24.80)	52.59 (24.57)	52.43 (24.98)	52.23 (25.33)	52.15 (25.33)	52.49 (25.53)
性别 (男=1,女=0)	0.47 (0.50)	0.47 (0.50)	0.47 (0.50)	0.47 (0.50)	0.48 (0.50)	0.49 (0.50)
医保类型 (城职=1,城乡=0)	0.49 (0.50)	0.51 (0.50)	0.52 (0.50)	0.48 (0.50)	0.48 (0.50)	0.49 (0.50)
疾病诊断个数	2.48 (2.05)	3.45 (2.33)	3.67 (2.40)	3.66 (2.41)	3.75 (2.45)	3.82 (2.47)
住院日	11.33 (14.34)	11.41 (14.94)	11.17 (12.81)	11.11 (12.76)	10.71 (12.70)	10.59 (13.77)
一个月再入院率	0.15 (0.40)	0.16 (0.40)	0.17 (0.40)	0.17 (0.41)	0.17 (0.41)	0.13 (0.35)
三个月再入院率	0.18 (0.46)	0.19 (0.46)	0.19 (0.45)	0.20 (0.46)	0.20 (0.47)	0.17 (0.42)
做手术概率	0.25	0.24	0.24	0.25	0.27	0.27
合并症诊断概率	0.50	0.72	0.72	0.74	0.75	0.79
样本量	869 343	939 491	1 014 406	1 249 231	1 340 926	589 304

注:括号内数值为标准差。

四、实证结果与分析

(一) 单病种定额付费政策对患者次均住院费用的影响

表3报告了试点医疗机构双重差分模型的次均住院费用的估计结果。交叉项的系数显示,在没有控制医疗机构和个人特征前(第(1)列),试点医疗机构单病种定额付费患者在改革后的次均住院费用比未执行单病种定额付费患者高24.9%,在我们进一步控制医疗机构的特征后,次均住院费用仍高25.3%(第(2)列)。这一结果与理论预期完全相反。如果医疗机构严格执行按病种付费政策,次均住院费用要么下降,要么没有明显变化。因此,次均住院费用的上升极可能代表医疗机构的策略性行为。

表3 单病种定额付费对次均住院费用的影响:26家试点医院^①

	被解释变量:次均住院费用		
	(1)	(2)	(3)
<i>Policy</i>	-0.015*** (0.001)	-0.015*** (0.001)	0.044*** (0.001)
<i>Drp</i>	-0.213*** (0.003)	-0.214*** (0.003)	-0.074*** (0.004)
<i>Policy</i> × <i>Drp</i>	0.249*** (0.007)	0.253*** (0.007)	-0.038*** (0.009)
医院特征	No	Yes	Yes
患者个人特征	No	No	Yes
拟合优度	0.001	0.002	0.493
样本量	2 856 123	2 856 123	2 856 123

注:(1)括号内数值为聚类标准误,显著性水平***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$;(2)模型中标准误聚类到病种×年份层面;(3)模型中患者个人特征包括:年龄、性别、医保类型、住院日、疾病诊断个数、疾病诊断类型;(4)模型中医院特征包括:就诊医院等级、所有制形式。表4同。

为了验证医院和医生可能存在调整患者结构^②的策略性行为,我们将从以下四个方面详细阐述:

第一,我们通过医院就诊人次数的描述性统计来验证医院和医生调整患者结构的行为是否存在。图6描述了试点医疗机构2014—2018年定额付费病种和非定额付费病种在就诊人次上的变化趋势^③。我们可以看出,非定额付费病种在就诊人次上呈现稳定增长的趋势,但定额付费病种的就诊人次在2018年政策实施后出现显著的下降^④,具体而言,

①因为我们的样本中只有一家二级医疗机构,所以估计系数比现有文献的估计较大。我们也估计了只包含25家三级医院的样本,结果基本一致。

②患者结构主要指患者的性别、年龄、医保类型、疾病诊断个数和住院日。

③因为2019年的数据只有五个月,所以没有在图6中展示。

④值得注意的是,图6也显示定额付费病种就诊人次其实在2017年就已经出现下降,虽然下降幅度相对2018年来说较小。这很可能是因为前面提到的早在2017年1月国务院办公厅就遴选出320个病种供各地在推进按病种付费时使用。由于受到国家政策预期的影响,这些医院可能从2017年初就开始相应地调整自己的行为,从而导致定额付费病种的就诊人次在政策正式实施前就出现轻微下降的现象。最后,图6还显示非定额付费病种的就诊人次历年来的变化趋势是比较稳定的。

定额付费病种的就诊人次从 2017 年的 17 448 例大幅度下降到 2018 年的 10 184 例,下降了 42%。

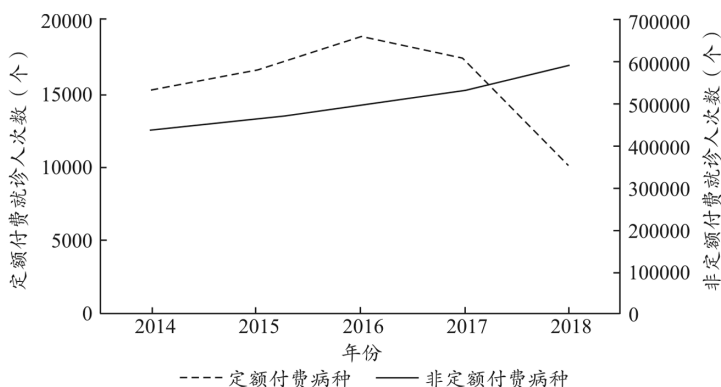


图 6 2014—2018 年所有疾病就诊人次: 26 家试点医院

第二,如果试点医院出现调整患者结构的行为,那么就诊患者的基本特征会发生变化,从描述性统计(见表 1)来看,患者的年龄、性别比、疾病诊断个数和住院日等都发生了明显的变化,比如患者的年龄在政策执行之后增加了 8 岁左右,疾病诊断个数增加了约 0.5 个。这也佐证了医疗机构可能存在调整患者结构的行为。

第三,表 3 的回归结果提供了一定的证据说明医院可能存在调整患者结构的行为,导致实验组患者的平均费用上升。当我们加入医院特征后,实证结果没有明显差异(第(1)列与第(2)列),当我们继续加入患者个人相关变量,包括患者年龄、性别、医保类型、疾病诊断个数、住院日和疾病诊断类型以后,得到了与第(2)列不同的结果(第(3)列)。具体来说,相比非定额付费患者,定额付费患者在 2017 年实施单病种定额付费政策之后,次均住院费用下降了 3.8%(约 530 元),说明按病种付费的医保支付方式从一定程度上对医疗费用的上涨有抑制作用。总的来说,无论是表 1 的描述性统计结果还是表 3 的 DID 实证结果都说明,试点医疗机构在实施单病种定额付费政策后,其患者结构确实发生了显著的变化。

如果实施按病种付费政策之后,试点医院调整了接收的患者结构,那么我们应该观察到,非试点医院中患者的就诊人次数和患者结构可能也会发生一些变化。

第四,为了验证试点医院可能存在调整患者结构的行为,同时也更全面地研究单病种定额付费可能对其他非试点医疗机构产生的间接影响,也就是政策的“溢出效应”,我们对未实行单病种定额付费的二级及以上的医疗机构实行同样的双重差分回归分析。

首先,图 7 给出了其他未执行单病种定额付费的二级及以上医疗机构 2014—2018 年定额付费病种和非定额付费病种在就诊人次上的变化趋势,无论是定额付费病种覆盖的就诊人数,还是非定额付费病种的就诊人数都呈现了一个稳定增长的趋势。需要注意的是,定额付费病种在政策实施之前和非定额付费病种的就诊人次增长的趋势几乎完全一致,但在政策实施后,定额付费病种覆盖的就诊人次数的增长速度大于非定额付费病种。正如上所述,部分原因可能是非试点医疗机构受到试点医疗机构调整患者结构之后的影响。

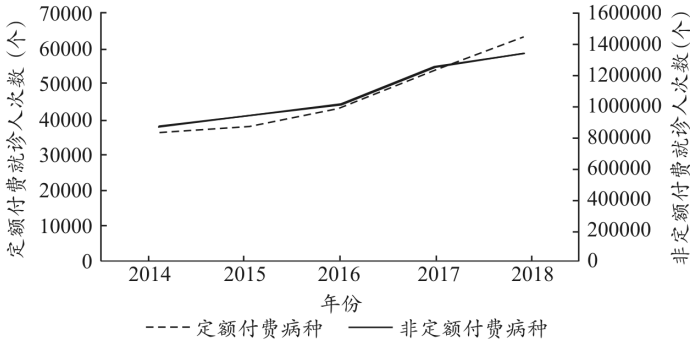


图7 2014—2018年所有疾病就诊人次数据:非试点二级及以上医院

其次,图8给出了非试点医疗机构就诊患者的次均住院费用的变化趋势,我们发现非定额付费病种与定额付费病种患者的次均住院费用在2018年之前基本保持了一致的趋势。但在2018年,定额付费病种患者的次均住院费用增长速度相对较快。表4回归结果中第(1)—(3)列也显示定额付费病种患者的次均住院费用显著上涨,虽然在控制所有个人和医院特征变量后,交叉项系数只在10%的水平下显著。结合表2和图8的描述性分析,可以推断,非试点医疗机构由于接收了更多病情相对更加复杂和严重的患者,所以次均住院费用出现轻微的上涨(0.9%)。

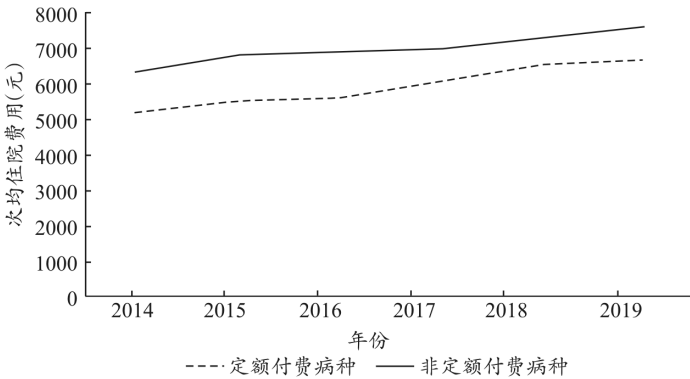


图8 2014年1月—2019年5月单病种次均住院费用:非试点二级及以上医院

表4 单病种定额付费对次均住院费用的影响:非试点二级及以上医院

	被解释变量:次均住院费用		
	(1)	(2)	(3)
<i>Policy</i>	0.082*** (0.001)	0.052*** (0.001)	0.055*** (0.001)
<i>Drp</i>	-0.056*** (0.002)	-0.050*** (0.002)	-0.037*** (0.003)
<i>Policy</i> × <i>Drp</i>	0.119*** (0.003)	0.154*** (0.003)	0.009* (0.005)
医院特征	No	Yes	Yes
患者个人特征	No	No	Yes
拟合优度	0.003	0.026	0.567
样本量	5 623 312	5 623 312	5 623 312

为了更准确地理解医院和医生的行为以及评估单病种定额付费政策的福利效果,我们进一步将次均住院费用细分为自付费用和医保报销费用,分别对 26 家试点医院和非试点二级及以上医院进行了同样的双重差分回归分析。表 5 报告了自付费用和医保报销费用的估计结果。试点医院回归结果中交叉项的系数显示,相比非定额付费患者,在政策实施后定额付费患者的自付费用下降了 14.4% 左右(约 230 元),报销费用没有显著变化。非试点医院回归结果表明,在政策实施后定额付费患者相比非定额付费患者的自付费用下降了 29.5%,报销费用增加了 21.3% 左右。总体而言,单病种定额付费政策的实施不但减轻了试点医院患者的自付费用,而且对非试点医院患者的自付费用产生了“溢出效应”。

表 5 单病种定额付费对自付费用和报销费用的影响

	26 家试点医院		非试点二级及以上医院	
	自付费用	报销费用	自付费用	报销费用
<i>Policy</i>	0.787 *** (0.004)	-0.099 *** (0.002)	0.471 *** (0.004)	0.058 *** (0.003)
<i>Drp</i>	0.635 *** (0.03)	-0.105 *** (0.009)	0.278 *** (0.029)	-0.295 *** (0.023)
<i>Policy×Drp</i>	-0.144 *** (0.03)	-0.017 (0.011)	-0.295 *** (0.021)	0.213 *** (0.016)
拟合优度	0.512	0.519	0.503	0.514
样本量	2 856 123	2 856 123	5 623 312	5 623 312

注:(1)括号里面是聚类标准误,显著性水平 *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$; (2)模型中标准误聚类到病种×年份层面; (3)模型中均控制了年龄、性别、医保类型、住院日、疾病诊断个数、疾病诊断类型、就诊医院等级以及医院所有制形式,所有控制变量的结果和预期一致,篇幅所限,表中未报告结果。以下各表同。

(二) 单病种定额付费对手术概率、合并症诊断概率以及分解住院的影响

由于单病种定额付费的支付标准对某些患者而言可能低于按项目付费的额度,因此医院有很强的动机诱导患者继续实行按项目付费。医疗机构诱导的方式是多样的,但考虑到数据的可获得性,本文主要从以下三条可能的途径进行验证:(1)减少实施手术的概率;(2)增加患者合并症的个数;(3)分解住院。

由图 9 可以看出,在试点医疗机构中,非定额付费病种的次均手术费用占比每年基本稳定,相比之下,定额付费病种的次均手术费用占比在 2018 年以前几乎与非定额付费病种的趋势相同,但在政策推行后,其次均手术费用占比明显下降,结合表 1 和图 3 中手术概率的描述性统计,我们可以初步推断对于试点医疗机构而言,他们有动机减少定额付费病种患者做手术的可能性。图 10 显示了试点医疗机构患者平均合并症个数的变化趋势。结合表 1 和图 4 中合并症诊断概率的描述性统计,我们发现,2018 年以前定额付费和非定额付费病种患者的平均疾病诊断个数有相同的变化趋势,但在政策推行后,定额付费患者平均疾病诊断个数明显上升,这表明试点医疗机构有比较强烈的动机通过增加疾病诊断个数让患者继续实行按项目付费。

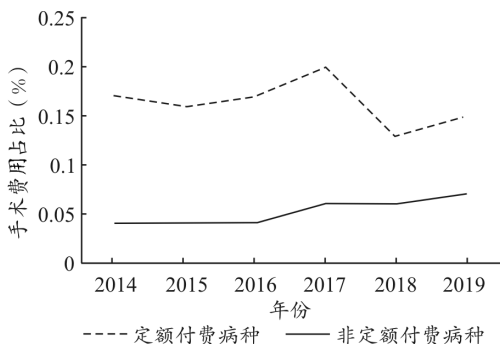


图9 2014年1月—2019年5月手术费用占比:26家试点医院

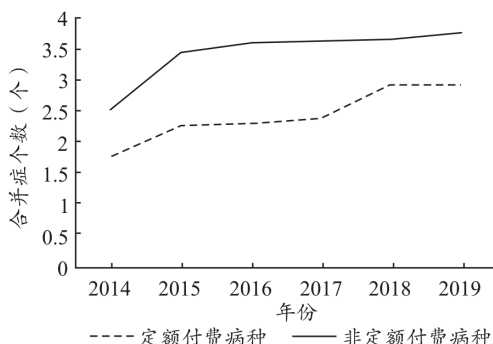


图10 2014年1月—2019年5月疾病诊断个数:26家试点医院

接下来,我们用同样的模型考察试点医院中单病种定额付费对做手术概率和合并症诊断概率的影响。根据表1的描述性统计,我们知道试点医院中定额付费病种覆盖患者的手术概率为70%左右,出现合并症的概率为50%左右。表6第(1)列结果显示,试点医院中定额付费患者,相比非定额付费患者在政策实施后做手术的概率下降了4%左右^①。这一结果验证了我们之前的推测,医院为了减少按病种付费带来的损失,有动机减少患者的手术概率,这样由于临床路径不满足按病种付费的要求,患者就会自动退出按病种付费机制。表6第(2)列表明,实行单病种定额付费政策后,定额付费患者比非定额付费患者合并症诊断概率显著上升了约3%^②,说明医院存在通过增加患者合并症诊断概率继续实施项目付费的策略性行为。

表6 单病种定额付费对做手术概率和合并症诊断概率的影响:26家试点医院

	(1)	(2)
	是否手术	是否有合并症诊断
<i>Policy</i>	0.022 *** (0.002)	0.019 *** (0.002)
<i>Drg</i>	-0.023 *** (0.003)	-0.008 *** (0.003)
<i>Policy×Drg</i>	-0.026 *** (0.007)	0.014 ** (0.007)
拟合优度	0.394	0.512
样本量	2 856 123	2 856 123

如果非试点医院受到政策的“溢出效应”影响,接收了更多病情相对更加复杂和严重的患者,非试点医院患者的手术概率可能会增加。就合并症来说,非试点医院不存在增加患者合并症诊断概率来避免按病种付费的动机,所以合并症诊断概率的变化方向事先不易确定。下面我们分析单病种定额付费政策对非试点医院患者的做手术概率和合并症诊断概率的影响。表7的结果显示,定额付费病种患者在政策实施之后做手术的概率显著增加了6%左右。这里的结果再次证明了我们的推测,即非试点医疗机构在政策实施后可能接收了更多病情较严重、治疗较复杂的患者,从而导致实验组患者的手术概率上升。另外,第(2)列结果显示非试点机构的确不存在通过增加患者合并症诊断概率避免按病种付费的动机。

①做手术概率下降4% = -0.026(回归系数)/0.71(表1中定额付费病种做手术概率的平均值)。

②合并症诊断概率上升3% = 0.014(回归系数)/0.54(表1中定额付费病种合并症诊断概率的平均值)。

表7 单病种定额付费对做手术概率和合并症诊断概率的影响:非试点二级及以上医院

	(1)	(2)
	是否手术	是否有合并症诊断
<i>Policy</i>	0.004 *** (0.000)	0.016 *** (0.000)
<i>Drg</i>	-0.001 (0.004)	-0.038 *** (0.004)
<i>Policy</i> × <i>Drg</i>	0.041 *** (0.006)	-0.004 (0.006)
拟合优度	0.387	0.498
样本量	5 623 312	5 623 312

如前所述,试点医院为了控制成本、增加收益,还可能存在着分解住院的行为。分解住院可以降低每次住院的花费,从而降低超过定额付费标准的可能。如果分解住院,应该主要表现为缩短住院日和增加再入院率。因此,我们在同样的模型框架下(公式(1)),首先考察单病种定额付费对住院日的影响。根据表8第(1)列的回归结果,我们发现在控制患者个人特征和医院特征后,定额付费病种患者平均住院日在政策实施后没有显著的变化。虽然描述性统计显示平均住院日增加,但这是由前文提到的患者结构在政策实施后发生变化所导致的。一旦患者进入试点医院就诊,医院或医生不存在缩短住院日,让患者提前出院来降低治疗成本的策略性行为。接下来我们估计这一政策是否会对患者的再入院率产生影响。具体来说,我们用同样的方程分析了一个月 and 三个月再入院率的前后变化情况。表8第(2)列和第(3)列的交叉项系数显示,无论采用一个月还是三个月再入院率,单病种定额付费政策对再入院率都没有显著的影响。因此,综合来看,按病种付费改革之后,医疗机构并没有通过分解住院的方式进行应对。

表8 单病种定额付费对住院日和再入院率的影响:26家试点医院

	(1)	(2)	(3)
	住院日	一个月再入院率	三个月再入院率
<i>Policy</i>	-0.164 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)
<i>Drg</i>	0.027 *** (0.005)	-0.010 *** (0.003)	-0.019 *** (0.003)
<i>Policy</i> × <i>Drg</i>	-0.011 (0.01)	-0.001 (0.005)	0.001 (0.005)
拟合优度	0.678	0.229	0.234
样本量	2 856 123	2 820 242	2 820 242

考虑到非试点医疗机构的患者结构发生变化,我们接下来分析该政策对非试点医疗机构住院日和再入院率的影响。根据表2的描述性统计,非试点医院中定额付费病种覆盖患者的一个月再入院率和三个月再入院率分别约为8%和11%。根据表9我们发现,在非试点医疗机构中,定额付费相比非定额付费病种患者住院日显著地增加了7.4%,一个月再入院率和三个月再入院率大约分别上升了约11%和13%^①。住院日和再入院率的结果进一步说明,单病种定额付费政策存在着一定程度的“溢出效应”,非试点医院可能由于接收了更多病

①一个月再入院率上升11%=0.009(回归系数)/0.08(表2中定额付费病种一个月再入院率的平均值);三个月再入院率计算同上。

情相对更加复杂和严重的患者,从而导致其住院日和再入院率的上升。

表 9 单病种定额付费对住院日和再入院率的影响:非试点二级及以上医院

	(1)	(2)	(3)
	住院日	一个月再入院率	三个月再入院率
<i>Policy</i>	-0.063*** (0.001)	-0.008*** (0.000)	-0.018*** (0.000)
<i>Drp</i>	-0.026*** (0.002)	-0.008*** (0.001)	-0.011*** (0.001)
<i>Policy</i> × <i>Drp</i>	0.074*** (0.003)	0.009*** (0.002)	0.015*** (0.002)
拟合优度	0.657	0.136	0.127
样本量	5 623 312	5 551 376	5 551 376

五、结论与讨论

医保支付方式改革一直是我国深化医疗体制改革的重要环节,也是调节医疗服务行为和提高医疗资源使用效率的重要杠杆。本文基于我国某副省级城市 2018 年按病种付费制度的试点项目,采用该市政策实施前后住院患者的微观数据,通过建立双重差分计量模型分析该政策对医院行为和费用的影响。首先,按病种付费方式改革使得政策所覆盖的 101 种疾病的次均住院费用和自付费用分别显著下降 3.8% 和 14.4%。该结论与 Lai 等(2022)评估广州市推行的按病组分值付费(DIP)的预付制支付方式改革的实施效果(3.5%)基本一致。总体来说,预付制支付方式改革在一定程度上控制了医疗费用的增长,降低了患者的医疗负担。另外,我们的实证结果发现,试点医疗机构在实施单病种定额付费之后,就诊患者结构发生了较大变化。具体来说,单病种定额付费病种覆盖患者的手术概率显著下降 4%,患有合并症的概率增加了 3%,但住院日和再入院率没有显著变化。

本文首次提供了一定的证据表明在面临医保支付方式改革产生的成本压力下,医疗机构存在较为明显的调整患者结构的行为。但是在本文的框架下,还难以解释医疗机构什么时候会调整患者结构这个更一般性的问题。总体来说,预付制医保支付方式改革对医疗机构产生的影响,大致可以分为两个方面:一方面可以促使医疗机构通过提高效率降低成本实现控费目标,这是预付制医保支付方式改革的初衷;另一方面,则有可能导致医疗机构在短期采用策略性行为化解成本压力,调整患者结构是其中较为常见的方式。那么医疗机构具体采用哪种方式,可能取决于诸多因素。在本文的考察框架下,结合与相关文献的对比,我们认为,以下几个方面是导致医疗机构调整患者结构的重要因素:第一,医院财务面对的压力较大。已有文献研究的单病种政策改革,因为涉及的病种少,医院面对的财务压力小,所以产生的影响也较小(赵小舟,赵绍阳,2014)。相比而言,我们研究的单病种定额付费政策将病种扩大到 101 种疾病,医院相应受到的财务压力增加,从而可能出现调整患者结构等策略性行为。

第二,医院采用其他策略性行为的成本较高。对于三级医院而言,他们的信息系统相对规范,就诊编码信息填写相对准确,在面对本文考察的单病种定额付费改革下,由于这些病种具有诊断明确、技术成熟、并发症少、疗效确切的特征,加上这些病种几乎都需要进行手术操作,所以要操纵其病种编码有较大的难度。相比国外医疗资源的分布情况和 DRG/DIP 的支付方式改革的特点(Di Giacomo et al.,2017),本文研究的政策采用改变病种编码的难度较

大,风险较高。

第三,医院调整患者结构的预期成本较低。试点医院主要集中在当地比较有名的三级医院,这些医疗机构具有较强的信息优势,它们调整患者结构的行为不会对患者造成较严重的损失或者很难被患者发现。虽然在政策实施后,定额付费病种的就诊人次经历了非常明显的减少,但平均到26家试点医院上,每家医院只减少了约280位“边际上”的病人,相对于每家医院每年的2万多的住院人次而言,这些减少的患者数量微乎其微。同时非试点的二级医院也可以接收治疗这些受到政策影响的患者,其医疗服务质量并未因此下降(至少从住院日和再入院率的角度来看)。另外,对于非试点医院而言,它们也有一定的动机和能力来接收受到政策影响的患者。相比之下,与当前实施的DIP和DRG相比(Di Giacomo et al., 2017; Cook and Averett, 2020),因为这些政策涉及的患者较多,要调整患者结构就有一定的难度。

在预付制度下,政府部门遇到的最大问题就是医疗机构很有可能会减少提供的医疗服务项目来降低成本,以获得最大的利润,从而导致医疗服务质量受到影响。我们的结果也发现,单病种定额付费政策的实施,确实出现了调整患者结构、减少做手术概率和增加合并症诊断概率等一系列的策略性行为。所以相关政府部门应当组织专家确定符合实际情况的诊疗规范和临床路径,并且根据病种对应的医疗价格的情况及时调整相关标准。同时,相关监管部门应当定期检查按病种付费政策的执行情况,并将检查结果与医院的绩效评价和支付挂钩,形成良好的监督管理体系。

参考文献:

1. 杜创, 2017:《动态激励与最优医保支付方式》,《经济研究》第11期。
2. 杜创、朱恒鹏, 2016:《中国城市医疗卫生体制的演变逻辑》,《中国社会科学》第8期。
3. 杜钟祥、李泳, 2012:《徐州市某三级医院2009—2011年单病种付费情况的调查》,《中国卫生经济》第12期。
4. 顾昕, 2019:《中国医保支付改革的探索与反思:以按疾病诊断组(DRGs)支付为案例》,《社会保障评论》第3期。
5. 焦卫平, 2020:《公立医疗机构推进支付方式改革亟需解决五大难题》,《中国医疗保险》第6期。
6. 荆辉, 1998:《住院费用单病种结算在医疗保险中的应用》,《卫生经济研究》第7期。
7. 李婷婷、顾雪非、冯奥、张振忠, 2010:《常熟市新农合按病种付费实施效果分析》,《中国卫生经济》第5期。
8. 彭晓博, 2020:《持续推进支付机制改革和医保治理能力现代化》,《中国发展观察》第3期。
9. 宋伟, 2020:《解读医保支付方式改革对医院财务管理的影响》,《财经界》第1期。
10. 王震, 2020:《医保支付方式改革须与公立医疗机构改革并行》,《中国医疗保险》第6期。
11. 杨炯、方朕、俞传芳、谭申, 2014:《上海市按病种付费现状分析及思考》,《中国卫生质量管理》第2期。
12. 臧文斌、陈晨、赵绍阳, 2020:《社会医疗保险、疾病异质性和医疗费用》,《经济研究》第12期。
13. 赵小舟、赵绍阳, 2014:《成都市按病种定额付费制度实施的效果评估——基于成都市某医院住院患者样本的分析》,《中国卫生事业管理》第9期。
14. Batty, M., and B.N.Ippolito. 2017. "Financial Incentives, Hospital Care, and Health Outcomes: Evidence from Fair Pricing Laws." *American Economic Journal Economic Policy* 9(2): 28-56.
15. Chan, M. K., and G. Zeng. 2018. "Unintended Consequences of Supply-side Cost Control? Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme." *Journal of Health Economics* 16: 27-46.
16. Chen, B. and V.Y.Fan. 2015. "Strategic Provider Behavior under Global Budget Payment with Price Adjustment in Taiwan." *Health Economics* 24: 1422-1436.
17. Cheng, S. H., C. C. Chen, and W. L. Chang. 2009. "Hospital Response to a Global Budget Program under Universal Health Insurance in Taiwan." *Health Policy* 92: 158-164.
18. Cheng, S.H., C.C.Chen, and S.L.Tsai. 2012. "The Impacts of DRG-based Payments on Health Care Provider Behaviors under a Universal Coverage System: A Population-based Study." *Health Policy* 107(2-3): 202-208.
19. Clemens, J., and J.D.Gottlieb. 2014. "Do Physicians' Financial Incentives Affect Medical Treatment and Patient Health?" *The American Economic Review* 104(4): 1320-1349.

20. Cook, A., and S. Averett. 2020. "Do Hospitals Respond to Changing Incentive Structures? Evidence from Medicare's 2007 DRG Restructuring." *Journal of Health Economics* 73(C), 102319.
21. Cutler, D.M. 1995. "The Incidence of Adverse Medical Outcomes under Prospective Payment." *Econometrica* 63(1):29-50.
22. Di Giacomo, M., M. Piacenza, L. Siciliani, and G. Turat. 2017. "Do Public Hospitals Respond to Changes in DRG Price Regulation? The Case of Birth Deliveries in the Italian NHS." *Health Economics* 26(52):23-37.
23. Jian, W., M. Lu, K.Y. Chan, A.N. Poon, W. Han, M. Hu, and W. Yip. 2015. "Payment Reform Pilot in Beijing Hospitals Reduced Expenditures and Out-Of-Pocket Payments Per Admission." *Health Affairs (Project Hope)* 34(10):1745-1752.
24. Lai, Y., F. Hongqiao, L. Ling, and W. Yip. 2022. "Hospital Response to a Case-Based Payment Scheme under Regional Global Budget: The Case of Guangzhou in China." *Social Science & Medicine* 292, 114601.
25. Liu, Y.M., Y.H. Yang, and C.R. Hsieh. 2009. "Financial Incentives and Physicians' Prescription Decisions on the Choice between Brand-name and Generic Drugs: Evidence from Taiwan." *Journal of Health Economics* 28(2):341-349.
26. Shen, Y.C. 2003. "The Effect of Financial Pressure on the Quality of Care in Hospitals." *Journal of Health Economics* 22(2):243-269.
27. Sood, N., P.J. Huckfeldt, D.C. Grabowski, J.P. Newhouse, and J.J. Escarce. 2013. "The Effect of Prospective Payment on Admission and Treatment Policy: Evidence from Inpatient Rehabilitation Facilities." *Journal of Health Economics* 32(5):965-979.
28. Welch, W.P. 1998. "Bundled Medicare Payment for Acute and Post-acute Care." *Health Affairs* 17(6):69-81.
29. Yip, W., and K. Eggleston. 2001. "Provider Payment Reform in China: The Case of Hospital Reimbursement in Hainan Province." *Health Economics* 10(4):325-339.

The Impact of Medical Prospective Payment Reform on Hospital Behavior and Expenses: A Study Based on Single Disease Quota Payment Reform

Chen Chen¹, Zang Wenbin² and Zhao Shaoyang³

(1: School of Public Finance & Economics, Shanxi University of Finance and Economics;

2: School of Public Administration, Southwestern University of Finance and Economics;

3: School of Economics, Sichuan University)

Abstract: One of the important tasks of deepening medical reform is to comprehensively carry out the reform of composite payment methods based on payment by disease. Using the data of inpatients in a sub provincial city in China from 2014 to 2019 and the DID method, this paper analyzes the impact of Single Disease Quota Payment (SDQP) reform in 2018 on the behavior of medical institutions and medical expenses. The empirical results show that the payment reform has significantly reduced the average medical expense for inpatients of the 101 diseases covered by SDQP by 3.8% (about 530 RMB), and out-of-pocket expenses reduced significantly by 14.4% (about 230 RMB), which has slowed down the growth of medical expenses to a certain extent, and reduced the medical burden on patients. However, the pilot medical institutions have the behavior of adjusting patient structure under financial pressure, and have spillover effects in non-pilot hospitals. The strategic behavior of medical institutions also includes changing the clinical path in order to keep to be reimbursed by traditional Fee-For-Service program, for the probability of surgery decreased by 4% and the probability of complications increased by 3% after the implementation of SDQP. Thus, in the process of promoting the reform of medical insurance payment mode, the government should focus on standardizing the behavior of medical institutions and strengthening the supervision and management of medical quality.

Keywords: Medical Prospective Payment Reform, Hospital Behavior, Medical Expense

JEL Classification: I10, I11, I18

(责任编辑: 惠利、陈永清)